ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND

Construction d'indicateurs composites des conditions d'apprentissage par l'analyse en composantes principales : une étude exploratoire

Building composite indicators of learning conditions through principal component analysis: an exploratory study

Jihad JAMI, *(Enseignant-chercheur)*
Faculté d'Economie et de Gestion et de Tanger
Université Abdelmalek Essaâdi, Maroc

Adil BENTALEB, *(Enseignant-chercheur)*
École nationale supérieure d'informatique et d'analyse des systèmes (ENSIAS),
Université Mohammed V de Rabat, Maroc

Jalal SMAILI, *(Doctorant)*
Faculté d'Economie et de Gestion et de Tanger
Université Abdelmalek Essaâdi, Maroc

Adresse de correspondance :	Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales de Tanger Université Abdelmalek Essaâdi BP 1373, Tanger Principale 90000 Tanger, Maroc
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	JAMI, J., BENTALEB, A., & SMAILI, J. (2026). Construction d'indicateurs composites des conditions d'apprentissage par l'analyse en composantes principales : une étude exploratoire. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, *7*(14), 314–328. https://doi.org/10.5281/zenodo.24164463
Licence	**Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND**

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND

Construction d'indicateurs composites des conditions d'apprentissage par l'analyse en composantes principales : une étude exploratoire

Résumé :

Les comparaisons de systèmes éducatifs reposent surtout sur des acquis mesurés auprès des élèves, alors que peu de travaux marocains proposent des indicateurs composites des conditions dans lesquelles ces acquis se construisent au niveau de l'établissement. Cet article comble ce manque en construisant, par l'analyse en composantes principales (ACP), quatre indicateurs composites décrivant les ressources de l'établissement, les pratiques et conditions d'enseignement, l'environnement socio-économique et numérique, ainsi que l'engagement des élèves. L'étude porte sur 150 établissements marocains et 30 indicateurs, soit 8, 7, 7 et 8 par dimension. La première composante explique 65,29 %, 59,19 %, 60,93 % et 60,68 % de la variance, et la deuxième valeur propre reste inférieure à 1 dans chaque dimension. Les scores obtenus, ramenés sur une échelle de 0 à 100, présentent une forte dispersion entre établissements, avec des écarts-types de 23,75 à 26,45. Chaque dimension peut donc être résumée par un indice unique, mais aucune conclusion sur la performance scolaire elle-même ne peut en être tirée sans variable de résultat indépendante. L'article précise les limites de la méthode et propose un programme de validation.

Mots-clés : indicateurs composites ; analyse en composantes principales ; conditions d'apprentissage ; établissements scolaires ; Maroc
Classification JEL : I21, I24, C38
Type de papier : Article de recherche : étude empirique exploratoire

Abstract:

Comparisons of education systems rely mostly on student achievement, whereas few Moroccan studies provide composite indicators of the conditions in which learning takes place at the school level. This paper builds four composite indicators using principal component analysis (PCA): school resources, teaching practices and conditions, socio-economic and digital environment, and student engagement. The study covers 150 Moroccan schools and 30 indicators (8, 7, 7 and 8 per dimension). The first component explains 65.29%, 59.19%, 60.93% and 60.68% of the variance, and the second eigenvalue remains below 1 in every dimension. Scores rescaled from 0 to 100 show large dispersion across schools, with standard deviations between 23.75 and 26.45. Each dimension can therefore be summarised by a single index, but no conclusion about school performance itself can be drawn without an independent outcome variable. The paper discusses the limits of the method and proposes a validation agenda.

Keywords: composite indicators; principal component analysis; learning conditions; schools; Morocco
JEL Classification: I21, I24, C38
Paper Type: Research Article: Exploratory Empirical Study

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

1. Introduction

Le Maroc a lancé une réforme de son système éducatif avec la Vision stratégique 2015-2030 (CSEFRS, 2015), puis avec le Nouveau Modèle de Développement (CSMD, 2021), qui placent la qualité des apprentissages et l'équité au cœur des priorités nationales. Cependant, les évaluations existantes montrent encore des résultats insatisfaisants. Lors du cycle 2025 du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), les élèves marocains âgés de 15 ans obtiennent en moyenne 355 points en mathématiques, 321 en lecture et 358 en sciences, comparé aux moyennes de l'OCDE qui sont de 463, 461 et 482 points, enregistrant des diminutions de 10, 18 et 7 points par rapport à 2022 (OCDE, 2026). Dans l'enquête TIMSS 2019, les élèves de la classe de huitième au Maroc atteignent 388 points en mathématiques et 394 en sciences, avec un point central de l'échelle fixé à 500 (Mullis et al., 2020). De plus, le Programme national d'évaluation des acquis (PNEA) de 2019 met en lumière des disparités significatives entre les secteurs : à la fin du collège, seulement 9 % des élèves du secteur public atteignent un niveau satisfaisant en arabe, en français et en mathématiques, contre respectivement 38 %, 62 % et 49 % dans le secteur privé (INE, 2019).

Les travaux marocains qui cherchent à expliquer ces résultats mobilisent principalement des fonctions de production éducative et des modèles multiniveaux appliqués à des données d'acquis d'élèves (Benbiga et al., 2012 ; Mourji et Abbaia, 2013). Ils renseignent sur le rôle de caractéristiques individuelles, familiales et scolaires, mais supposent de disposer de mesures d'acquis au niveau de l'élève. Or les responsables de l'éducation ont aussi besoin d'outils compacts, calculables à partir de données d'établissement, pour décrire et suivre dans le temps les conditions dans lesquelles les apprentissages se déroulent. La littérature internationale sur les indicateurs composites (Nardo et al., 2008 ; Greco et al., 2019) fournit un cadre pour de tels outils, mais, à notre connaissance, il n'a pas fait l'objet d'une application documentée aux établissements scolaires marocains.

Une difficulté méthodologique se pose dès que l'analyse mobilise un grand nombre d'indicateurs. Ceux-ci sont souvent corrélés, redondants ou relatifs à différentes facettes d'un même phénomène, de sorte que leur lecture séparée donne une vision fragmentée des conditions d'apprentissage. L'analyse en composantes principales (ACP) est une méthode exploratoire qui réduit la dimension d'un ensemble de variables quantitatives tout en conservant une part importante de leur variabilité. Elle permet de construire, pour chaque dimension, un indice synthétique dont les propriétés statistiques peuvent être examinées de façon transparente.

L'objectif de cet article est de construire, par l'ACP, des indicateurs composites des conditions d'apprentissage au niveau de l'établissement et d'en évaluer les propriétés statistiques. La question de recherche est la suivante : dans quelle mesure chacune des quatre dimensions des conditions d'apprentissage (ressources de l'établissement, pratiques et conditions d'enseignement, environnement socio-économique et numérique, engagement des élèves) peut-elle être résumée par un indice unique, et que révèle cet indice sur la dispersion des établissements marocains ?

L'article présente trois contributions. D'un point de vue théorique, il établit un lien entre les principales catégories de déterminants de la réussite scolaire et des indicateurs quantifiables à l'échelle de l'établissement, en utilisant une table de correspondance explicite qui relie théorie, concept et indicateur. Sur le plan méthodologique, il décrit un processus de construction clair (orientation, standardisation, ACP, mise à l'échelle) et aborde ses limites, notamment en ce qui concerne la sélection des indicateurs et la comparabilité des scores. Enfin, sur le plan empirique, il offre, pour 150 établissements, les valeurs propres, les équations des scores et leurs distributions, qui peuvent être une référence pour des recherches futures.

L'article est structuré de la manière suivante : la section 2 discute de la revue de la littérature et du cadre théorique, la section 3 se concentre sur la méthodologie, la section 4 expose les

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

résultats, et la section 5 aborde leur discussion. La conclusion offre un récapitulatif des contributions, souligne les limites et suggère des pistes pour de futures recherches.

2. Revue de la littérature et cadre conceptuel

Cette section présente les principales familles de déterminants de la réussite scolaire, puis la logique des indicateurs composites et de l'ACP, avant de formuler le cadre conceptuel et les propositions de recherche.

2.1 Cadre théorique : quatre familles de déterminants

2.1.1. Les caractéristiques de l'élève.

L'estime de soi entretient avec la réussite une relation bidirectionnelle (Marsh & Craven, 2006) : elle soutient la motivation et la résistance au stress, tandis qu'une estime de soi faible alimente le sentiment d'échec (Bandura, 2002). Le lien causal reste toutefois débattu (Baumeister et al., 2003). L'implication dans le travail scolaire compte également : le temps consacré aux devoirs est associé aux résultats (Maltese et al., 2012), mais son effet dépend de la charge fixée par l'enseignant, des conditions offertes par la famille et de la concurrence des loisirs (Cooper & Valentine, 2001).

2.1.2 Le contexte familial et socio-économique.

Depuis Coleman et al. (1966), il est établi que la réussite dépend aussi du milieu d'origine. Le statut socio-économique, mesuré par le niveau d'instruction des parents, leur profession et le revenu, est associé à de meilleurs résultats. Bourdieu (1966) l'interprète par le capital culturel, qui fait de l'école un mécanisme de reproduction sociale. Au Maroc, l'éducation de la mère pèse davantage que celle du père, ce dernier n'ayant d'effet significatif qu'en milieu rural (Benbiga et al., 2012 ; Mourji & Abbaia, 2013). La présence de livres au foyer (Hampden-Thompson & Johnston, 2006), la taille de la fratrie (Downey, 1995) et l'implication parentale (Hill & Tyson, 2009) complètent ce tableau.

2.1.3 L'effet-établissement.

La théorie de l'efficacité scolaire montre que les performances varient entre écoles au-delà des caractéristiques des élèves : structuration des objectifs, planification des enseignements, cohérence des pratiques et exploitation des évaluations produisent un effet propre, observable après contrôle des variables d'entrée (Beck & Murphy, 1998 ; Grisay, 2006). L'approche par les capacités de Sen (1999) en élargit la portée : l'école n'est pas qu'un producteur de résultats mesurables, elle étend les libertés réelles des élèves, notamment ceux de milieux défavorisés. Cette lecture rejoint la théorie du capital humain (Becker, 1964), qui voit dans l'éducation un investissement productif.

2.1.4L'effet enseignant.

La recherche sur l'enseignement efficace fait de l'enseignant l'un des déterminants scolaires les plus influents : clarté et structuration des leçons (Rosenshine, 2012), attentes envers les élèves (Rosenthal & Jacobson, 1968), évaluation formative et rétroaction (Black & Wiliam, 1998). La méta-analyse de Hattie (2009) situe nombre de variables liées à l'enseignement au-dessus du seuil d'effet de 0,40, et Darling-Hammond (2000) souligne que l'enseignant peut réduire les inégalités même en contexte défavorisé.

2.2 Indicateurs composites et analyse en composantes principales

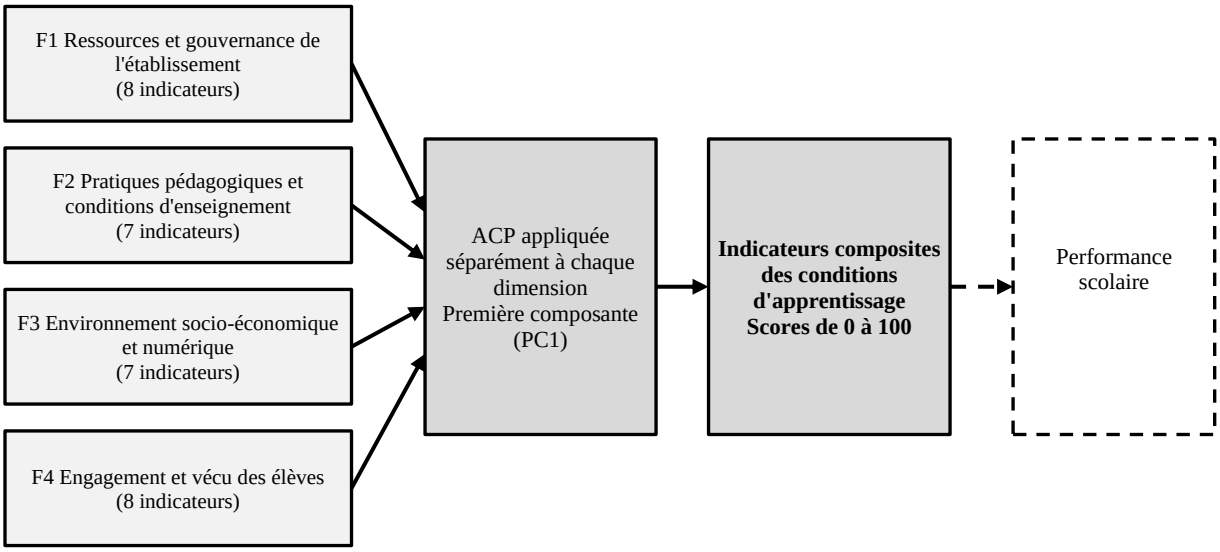
Un indicateur composite regroupe plusieurs mesures individuelles en un unique indice afin de rendre compte d'un phénomène aux multiples facettes (Nardo et al., 2008). Sa réalisation

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

nécessite un cadre conceptuel, le choix des variables, leur traitement, ainsi que leur normalisation, pondération et agrégation, suivi de tests de robustesse (Nardo et al., 2008 ; Greco et al., 2019). L'Analyse en Composantes Principales (ACP) est une technique exploratoire qui convertit des variables corrélées en composantes indépendantes, classées en fonction de la variance qu'elles expliquent (Jolliffe, 2002 ; Abdi et Williams, 2010 ; Jolliffe et Cadima, 2016). Bien qu'elle soit souvent utilisée pour établir des pondérations de manière objective, elle ne garantit ni la validité théorique de l'indice ni l'équivalence entre les différentes dimensions. Le nombre de composantes à conserver peut être déterminé selon le critère de Kaiser (valeur propre supérieure à 1 ; Kaiser, 1960), grâce à l'examen du scree plot ou par l'analyse parallèle (Horn, 1965).

2.3 Cadre conceptuel et correspondance entre théorie, construit et indicateur

Figure 1. Cadre conceptuel de l'étude



Source : élaboré par les auteurs.

Tableau 1. Correspondance entre théorie, construit et indicateur

Famille théorique (références)	Construit	Indicateurs retenus
Effet établissement (Edmonds, 1979 ; Scheerens et Bosker, 1997)	Capacité d'accueil, charge, services, ressources, gouvernance	F1 : élèves par classe et par salle, classes et salles pour 1 000 élèves, transport, cantine, ressources, gestion
Effet enseignant (Darling-Hammond, 2000 ; Rosenshine, 2012 ; Black et Wiliam, 1998)	Qualification, stabilité, présence, pratiques, évaluation	F2 : élèves par enseignant, absentéisme, formation continue, enseignants formés, stabilité, méthodes actives, évaluation pédagogique
Contexte familial et socio-économique (Coleman et al., 1966 ; Bourdieu et Passeron, 1970 ; Hill et Tyson, 2009)	Besoins sociaux, capital éducatif, implication parentale, ressources numériques et d'étude	F3 : Tayssir, fournitures, accès à Internet, équipement numérique, instruction des parents, participation des parents, aide aux devoirs
Engagement de l'élève (Marsh et Craven, 2006 ; Cooper et Valentine, 2001)	Assiduité, comportement, motivation, appartenance	F4 : présence, absences, retards, incidents, motivation, participation, appartenance, redoublement
Concepts de la littérature sans indicateur	Estime de soi, capital culturel au sens large, attentes des enseignants, évaluation formative détaillée	Non mesurés dans les données

Source : élaboré par les auteurs.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND

Le cadre conceptuel de cette recherche (figure 1) identifie quatre dimensions des conditions d'apprentissage. Chacune d'elles est évaluée à l'aide d'un ensemble d'indicateurs institutionnels, qui sont ensuite résumés par une analyse en composantes principales (ACP) et traduits en un score composite variant de 0 à 100. Le tableau 1 établit une correspondance entre les familles théoriques, les construits choisis et les indicateurs disponibles, tout en signalant les concepts présents dans la littérature qui ne disposent pas d'indicateurs associés.

3. Méthodologie

Cette section décrit les données, les indicateurs, le traitement des valeurs manquantes, la procédure d'ACP et la construction des scores composites.

3.1 Données et échantillon

L'unité d'analyse choisie est l'établissement scolaire. L'échantillon se compose de 150 établissements d'enseignement secondaire (collégial et qualifiant), chacun identifié de manière unique, et répartis sur trois académies régionales d'éducation et de formation (AREF) : Tanger-Tétouan-Al Hoceïma, Fès-Meknès et Rabat-Salé-Kénitra. Ces académies ont été sélectionnées pour la diversité géographique et socio-économique qu'elles engendrent. Les données ont été collectées durant l'année scolaire 2023-2024, à partir de données administratives et d'un questionnaire visant à évaluer des indicateurs d'attitude (comme la motivation, la participation, et le sentiment d'appartenance). Entre 20 et 30 élèves ont été interrogés dans chaque établissement. L'échantillon est stratifié selon le cycle d'enseignement, le type de milieu (urbain ou rural) et le secteur (public ou privé). Il inclut 90 établissements du cycle collégial (indiqués dans le tableau 2) et 60 du cycle qualifiant (présentés dans le tableau 3), comptant au total 85 établissements urbains et 65 ruraux, ainsi que 110 publics et 40 privés.

Tableau 2. Répartition des établissements du cycle collégial (90 établissements)

Milieu	**Secteur**	**Nombre**
Urbain	Public	30
Urbain	Privé	20
Rural	Public	35
Rural	Privé	5
Total		**90**

Source : élaboré par les auteurs.

Tableau 3. Répartition des établissements du cycle qualifiant (60 établissements)

Milieu	**Secteur**	**Nombre**
Urbain	Public	25
Urbain	Privé	10
Rural	Public	20
Rural	Privé	5
Total		**60**

Source : élaboré par les auteurs.

Le secteur public est nettement surreprésenté, et les strates privées rurales sont très faiblement représentées (5 établissements dans chaque cycle). Toute comparaison par strate devra donc être interprétée avec prudence. La base comporte aussi un taux de réussite des établissements (moyenne de 82,81 %, écart-type de 10,70 points, Les indicateurs de type Likert sont des valeurs agrégées au niveau de l'établissement. Les conclusions de l'article portent donc sur des établissements et non sur des élèves, ce qui interdit toute inférence individuelle (Robinson, 1950).

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

3.2 Variables et indicateurs

Les 30 indicateurs sont regroupés en quatre dimensions : F1 (ressources et gouvernance de l'établissement, 8 indicateurs), F2 (pratiques pédagogiques et conditions d'enseignement, 7 indicateurs), F3 (environnement socio-économique et numérique, 7 indicateurs) et F4 (engagement et vécu des élèves, 8 indicateurs). Le tableau 4 présente la définition, l'échelle, les bornes attendues et le sens de chaque indicateur. Un indicateur est dit de sens négatif lorsqu'une valeur élevée traduit une situation moins favorable aux apprentissages.

Le sens attribué à certains indicateurs repose sur un choix qui doit être explicité. La part de bénéficiaires du programme Tayssir, transfert monétaire conditionnel destiné aux familles défavorisées, est traitée comme un indicateur de besoin social, donc de sens négatif pour le contexte socio-économique ; une valeur élevée peut toutefois refléter à la fois une pauvreté plus forte et une action publique compensatoire. L'aide aux devoirs relève de l'offre de soutien à l'apprentissage et non du statut socio-économique au sens strict de Coleman et al. (1966) ou de Bourdieu et Passeron (1970) ; elle est classée dans la dimension F3 en tant que ressource d'apprentissage à domicile.

Tableau 4. Indicateurs retenus par dimension : définition, échelle, bornes attendues et sens

Code	Définition	Échelle ou unité	Bornes attendues	Sens
F1_1	Effectif moyen d'élèves par classe	Élèves	15 à 55	Négatif
F1_2	Effectif moyen d'élèves par salle	Élèves	15 à 60	Négatif
F1_3	Nombre de classes pour 1 000 élèves	Classes	10 à 80	Positif
F1_4	Nombre de salles pour 1 000 élèves	Salles	10 à 85	Positif
F1_5	Part d'élèves bénéficiant du transport scolaire	%	0 à 60	Positif
F1_6	Part d'élèves bénéficiant de la cantine	%	0 à 80	Positif
F1_7	Niveau des ressources pédagogiques et matérielles	Likert 1 à 5	1 à 5	Positif
F1_8	Qualité de la gestion de l'établissement	Likert 1 à 5	1 à 5	Positif
F2_1	Nombre d'élèves par enseignant	Élèves	10 à 40	Négatif
F2_2	Absentéisme des enseignants	%	0 à 20	Négatif
F2_3	Heures de formation continue par an	Heures	0 à 60	Positif
F2_4	Part d'enseignants formés	%	0 à 100	Positif
F2_5	Part d'enseignants stables sur trois ans	%	0 à 100	Positif
F2_6	Recours aux méthodes pédagogiques actives	Likert 1 à 5	1 à 5	Positif
F2_7	Qualité de l'évaluation pédagogique	Likert 1 à 5	1 à 5	Positif
F3_1	Part de bénéficiaires du programme Tayssir	%	0 à 80	Négatif
F3_2	Part d'élèves concernés par l'aide aux fournitures	%	0 à 80	Négatif
F3_3	Niveau d'accès à Internet	Échelle 0 à 3	0 à 3	Positif
F3_4	Équipement numérique	Proportion	0 à 1	Positif
F3_5	Niveau d'instruction des parents	Score 0 à 5	0 à 5	Positif
F3_6	Participation des parents à la scolarité	Score 0 à 2	0 à 2	Positif
F3_7	Aide aux devoirs à domicile	Heures	0 à 10	Positif
F4_1	Taux de présence des élèves	%	60 à 100	Positif
F4_2	Absences des élèves	Jours	0 à 30	Négatif
F4_3	Retards des élèves	Par mois	0 à 20	Négatif
F4_4	Incidents scolaires	Par trimestre	0 à 10	Négatif
F4_5	Motivation des élèves	Likert 1 à 5	1 à 5	Positif
F4_6	Participation en classe	Likert 1 à 5	1 à 5	Positif
F4_7	Sentiment d'appartenance	Likert 1 à 5	1 à 5	Positif
F4_8	Redoublement	Proportion	0 à 1	Négatif

Source : élaboré par les auteurs.

3.3 Valeurs manquantes et valeurs extrêmes

Le contrôle de qualité a porté sur la taille de l'échantillon, l'unicité de l'identifiant, le typage des variables, les valeurs manquantes, le respect des bornes attendues et la détection des valeurs extrêmes par la règle de l'écart interquartile. Aucune valeur observée n'est située en dehors des

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

bornes attendues. La règle de l'écart interquartile signale 56 valeurs extrêmes pour la participation parentale (F3_6), indicateur discret à trois modalités (0, 1 et 2) dont l'écart interquartile est nul ; ce résultat traduit la nature discrète de l'indicateur et non une anomalie de saisie. Ces valeurs ont été conservées, car elles peuvent refléter une hétérogénéité réelle entre établissements. Les autres indicateurs présentent peu ou pas de valeurs extrêmes.
Les valeurs manquantes sont remplacées par la moyenne de l'indicateur, uniquement pour les calculs matriciels, les données brutes restant inchangées.Une imputation multiple ou une analyse de sensibilité serait préférable (Schafer et Graham, 2002 ; Little et Rubin, 2019). Les taux de valeurs manquantes sont présentés dans la section 4.

3.4 Analyse en composantes principales

L'ACP est appliquée séparément à chacune des quatre dimensions, sur la matrice de corrélation des indicateurs orientés et standardisés. L'orientation des indicateurs de sens négatif suit la transformation suivante, où min et max désignent les bornes attendues de l'indicateur :

$$x_{pos} = (min + max) - x \quad (1)$$

Après standardisation, une telle transformation équivaut à un changement de signe suivi d'une translation. Elle n'a donc aucune incidence sur les corrélations en valeur absolue ni sur la variance expliquée ; elle sert uniquement à exprimer tous les indicateurs dans la convention, une valeur élevée est plus favorable , et à conserver l'unité d'origine des indicateurs. Les indicateurs étant exprimés dans des unités différentes, ils sont ensuite centrés et réduits :

$$Z_{ij} = (X_{ij} - \mu_j) / \sigma_j \quad (2)$$

où Xij est la valeur de l'indicateur j pour l'établissement i, μj sa moyenne et σj son écart-type. La matrice de corrélation R, de dimension p × p où p est le nombre d'indicateurs de la dimension, est calculée par :

$$R = (1 / (n - 1)) Z^T Z \quad (3)$$

La diagonalisation de R fournit les valeurs propres λk et les vecteurs propres vk, qui définissent les composantes principales :

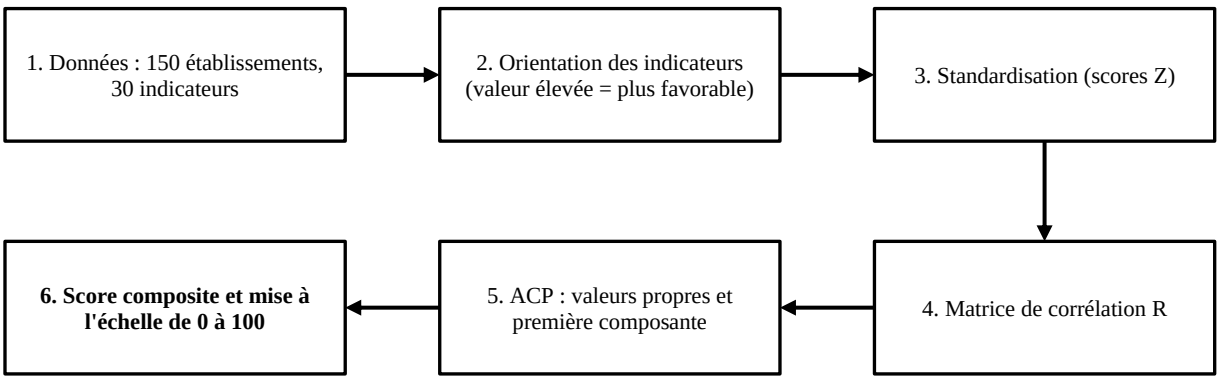
$$R v_k = \lambda_k v_k \quad (4)$$

La part de variance expliquée par la composante k s'écrit, puisque la somme des valeurs propres est égale à p :

$$P_k = (\lambda_k / \Sigma_j \lambda_j) \times 100 = (\lambda_k / p) \times 100 \quad (5)$$

Le nombre de composantes retenues est déterminé par le critère de Kaiser. Les indices usuels de factorisabilité (KMO, test de sphéricité de Bartlett) et la fiabilité des échelles (alpha de Cronbach, 1951) ne figurent pas dans les sorties disponibles pour cette version ; une valeur approchée de l'alpha standardisé est déduite de la première valeur propre par la relation $\alpha \approx (p / (p - 1)) \times (1 - 1 / \lambda 1)$, qui est exacte lorsque toutes les corrélations entre indicateurs sont égales.

Figure 2. Chaîne de construction des indicateurs composites



Source : élaboré par les auteurs.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

3.5 Construction des scores composites

Pour chaque dimension, le score brut d'un établissement est la combinaison linéaire des indicateurs standardisés retenus, pondérés par leurs coefficients sur la première composante :

$$C_i = \Sigma_j \, a_j \, Z_{ij} \quad (6)$$

où aj est le coefficient de l'indicateur j sur PC1 et Zij sa valeur standardisée. Les indicateurs retenus sont les trois ayant les plus fortes contributions à PC1 dans chaque dimension. Les coefficients utilisés sont ceux du vecteur propre unitaire de l'ACP portant sur l'ensemble des indicateurs de la dimension, de sorte que la somme des carrés des trois coefficients retenus est inférieure à 1. Le score n'est donc pas la coordonnée de l'établissement sur PC1 d'une ACP à trois variables, mais une combinaison tronquée des trois indicateurs les plus contributifs.
La mise à l'échelle présentée ci-dessous élimine tout facteur multiplicatif commun aux coefficients, ce qui rend les scores finaux invariables par rapport à la normalisation de ces coefficients ; seuls leurs poids relatifs, comme indiqué dans le tableau 8, ont de l'importance. Étant donné que ces poids relatifs sont presque identiques, chaque score représente en réalité une moyenne quasi uniforme de trois indicateurs standardisés. Nous choisissons donc de le présenter sous la forme d'un indice composite, plutôt que comme un score factoriel complet de PC1. Ce choix entraîne la perte d'une partie significative de l'information : les trois indicateurs sélectionnés représentent respectivement 39,8 % (F1), 45,2 % (F2), 46,3 % (F3) et 40,1 % (F4) de la contribution totale à PC1, tandis que les indicateurs non retenus apportent, en moyenne, entre 12,0 % et 13,7 % chacun, soit une contribution quasiment équivalente. Ainsi, la sélection des trois indicateurs est relativement peu discriminante. Pour en faciliter la compréhension, le score brut est ajusté sur une échelle de 0 à 100 grâce à une transformation min-max.

$$S_i = 100 \times (C_i - C_{min}) / (C_{max} - C_{min}) \quad (7)$$

où Cmin et Cmax sont les valeurs extrêmes du score brut dans l'échantillon. Cette transformation conserve l'ordre des établissements, mais elle est relative à l'échantillon et à la dimension : les moyennes des scores de deux dimensions ne sont donc pas comparables entre elles. Pour un suivi dans le temps, les paramètres de standardisation et les bornes doivent être fixés sur une année de référence.

4. Résultats

Cette section présente les valeurs manquantes, la structure de corrélation, la variance expliquée, les équations des scores, leurs statistiques descriptives et une classification exploratoire.

4.1 Statistiques descriptives des indicateurs et valeurs manquantes

Le tableau 4 montre les statistiques descriptives des 30 indicateurs bruts. Les valeurs observées se situent toutes à l'intérieur des limites prévues dans ce tableau et couvrent des intervalles larges. Les coefficients d'asymétrie varient autour de zéro, s'étendant de -0,24 à 0,24. Par ailleurs, le tableau 5 indique qu'il y a 67 valeurs manquantes sur un total de 4 500 valeurs attendues, ce qui représente 1,49 %. Le taux le plus élevé de valeurs manquantes est observé pour F4 (2,67 %), tandis que le plus bas concerne F1 (0,75 %). Les indicateurs les plus affectés sont la motivation et la participation des élèves, chacun avec 8 valeurs manquantes (5,33 %), suivis par l'aide aux devoirs avec 5 valeurs manquantes (3,33 %). Neuf indicateurs ne présentent aucune valeur manquante. Les valeurs manquantes concernant la motivation et la participation proviennent d'établissements qui n'ont pas rempli l'enquête sur les attitudes ; il s'agit donc d'une absence de réponse de la part de certains établissements qui n'est pas nécessairement aléatoire. Un même établissement peut manquer plusieurs valeurs.

4.2 Structure de corrélation de la dimension F1

Après orientation, toutes les corrélations entre les huit indicateurs de F1 sont positives, oscillant

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

entre 0,483 et 0,702, avec une moyenne de 0,603. La corrélation la plus forte se trouve entre le nombre d'élèves par salle et la proportion d'élèves utilisant la cantine (0,702), suivie par les élèves par salle en relation avec les ressources (0,653) et la gestion (0,652) ; la corrélation la plus faible concerne le nombre de salles pour 1 000 élèves et la part d'élèves transportés (0,483). Ce profil, présenté dans le tableau 5, est en accord avec une dimension sous-jacente commune. Les matrices de corrélation pour F2, F3 et F4 ne sont pas incluses ici en raison d'un manque d'espace ; par conséquent, la proposition P2 est uniquement documentée pour F1.

4.3 Variance expliquée et nombre de composantes retenues

Le tableau 5 affiche les valeurs propres et la variance expliquée. La première composante rend compte de 65,29 % de la variance pour F1, 59,19 % pour F2, 60,93 % pour F3 et 60,68 % pour F4, ce qui se situe entre 59,19 % et 65,29 % : la proposition P1 est donc confirmée pour les quatre dimensions. La deuxième valeur propre se situe entre 0,5640 et 0,6478 ; elle est inférieure à 1 pour chaque dimension, tout comme les valeurs propres suivantes (allant de 0,3764 à 0,5892 pour les composantes 3 à 5). Ainsi, la proposition P3 est également vérifiée et le critère de Kaiser encourage à ne conserver que PC1. La corrélation moyenne approximative entre les indicateurs varie de 0,524 (F2) à 0,603 (F1), tandis que l'alpha standardisé approché oscille entre 0,89 (F2 et F3) et 0,92 (F1). En ce qui concerne F1, la deuxième composante est dominée par le nombre de salles pour 1 000 élèves (43,03 % de sa contribution) et la proportion d'élèves transportés (26,74 %), qui constitue une dimension secondaire d'infrastructures.

Tableau 5. Valeurs propres et variance expliquée par dimension

Dimension	p	λ1	Variance PC1 (%)	λ2	Variance PC2 (%)	Cumul PC1 + PC2 (%)	r moyen approché	α standardisé approché
F1	8	5,2232	65,29	0,5640	7,05	72,34	0,603	0,92
F2	7	4,1432	59,19	0,6478	9,25	68,44	0,524	0,89
F3	7	4,2652	60,93	0,6469	9,24	70,17	0,544	0,89
F4	8	4,8541	60,68	0,6096	7,62	68,30	0,551	0,91

Source : élaboré par les auteurs

4.4 Équations des scores composites

Pour les trois indicateurs sélectionnés par dimension, on trouve les paramètres de standardisation (moyenne et écart-type après ajustement et imputation), ainsi que les coefficients associés à PC1, les contributions à PC1 et les poids relatifs normalisés. Les poids relatifs s'établissent autour d'un tiers pour chaque indicateur, variant de 32,7 % à 34,3 %. Les formules des scores bruts se présentent comme suit :

$$C_{F1} = 0{,}3667\ Z(F1_3) + 0{,}3645\ Z(F1_2\ \text{orienté}) + 0{,}3617\ Z(F1_8) \quad (8)$$

$$C_{F2} = 0{,}3990\ Z(F2_6) + 0{,}3839\ Z(F2_2\ \text{orienté}) + 0{,}3810\ Z(F2_5) \quad (9)$$

$$C_{F3} = 0{,}3972\ Z(F3_4) + 0{,}3923\ Z(F3_1\ \text{orienté}) + 0{,}3886\ Z(F3_7) \quad (10)$$

$$C_{F4} = 0{,}3704\ Z(F4_8\ \text{orienté}) + 0{,}3673\ Z(F4_6) + 0{,}3584\ Z(F4_3\ \text{orienté}) \quad (11)$$

Les valeurs extrêmes des scores bruts, qui servent à l'évaluation de l'équation (7), sont présentées dans le tableau 6. Concernant F1, le score final montre une forte corrélation avec les trois indicateurs le constituant (0,869 avec le nombre de classes pour 1 000 élèves, 0,873 avec les élèves par salle orientés, et 0,874 avec la gestion), ce qui valide la cohérence du sens retenu.

Tableau 6. Valeurs extrêmes des scores bruts utilisées pour la mise à l'échelle

Dimension	Minimum de Ci	Maximum de Ci
F1	-1,8581	1,7467
F2	-2,0189	1,7759
F3	-2,3272	1,8015
F4	-1,9755	1,9876

Source : élaboré par les auteurs

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

4.5 Statistiques descriptives des scores

Le tableau 7 fournit les statistiques descriptives des quatre scores sur une échelle comprise entre 0 et 100. Par définition, les valeurs minimales et maximales sont respectivement 0 et 100. Les moyennes s'établissent à 51,50 (F1), 53,20 (F2), 56,37 (F3) et 49,85 (F4), tandis que les médianes sont de 52,94, 54,53, 56,81 et 48,84, avec des écarts-types de 26,45, 25,58, 24,60 et 23,75. Les intervalles interquartiles se chiffrent à 42,73, 42,13, 39,59 et 34,14 points. L'asymétrie varie entre -0,20 et -0,02, et l'aplatissement (excès de kurtosis) est compris entre -0,99 et -0,75. Ces statistiques illustrent la distribution de chaque score au sein de l'échantillon. Elles ne permettent pas de comparer les dimensions les unes par rapport aux autres, puisque chaque score est ajusté individuellement et que sa moyenne dépend de la position relative de ses extrêmes ; la dispersion similaire des quatre scores résulte en grande partie de leur standardisation et de leur mise à l'échelle. Un excès de kurtosis négatif traduit un sommet moins pointu qu'une distribution normale, mais cela ne suffit pas pour affirmer l'existence de sous-groupes d'établissements.

Tableau 7. Statistiques descriptives des scores composites

Statistique	F1	F2	F3	F4
Moyenne	51,50	53,20	56,37	49,85
Médiane	52,94	54,53	56,81	48,84
Premier quartile (Q1)	30,76	33,51	37,47	34,63
Troisième quartile (Q3)	73,49	75,64	77,06	68,77
Intervalle interquartile	42,73	42,13	39,59	34,14
Écart-type	26,45	25,58	24,60	23,75
Asymétrie	-0,02	-0,11	-0,20	-0,13
Aplatissement (excès de kurtosis)	-0,99	-0,93	-0,91	-0,75

Source : élaboré par les auteurs à partir des données de l'étude.

4.6 Classification exploratoire

Une classification par k-moyennes a été réalisée, divisant les données en trois groupes selon les deux premières composantes de chaque dimension, tout en maintenant un contrôle via une classification ascendante hiérarchique de Ward. Pour F1, les moyennes des trois groupes sur la première composante (PC1) sont respectivement de 2,820, 0,046 et -2,758, ce qui témoigne d'une séparation principalement basée sur cette première composante. Étant donné que le nombre de groupes a été déterminé à l'avance et non choisi selon un critère statistique (tel que la silhouette, l'indice de Calinski-Harabasz ou un critère d'information), ces résultats offrent une typologie descriptive classant les établissements en plus favorables, intermédiaires et moins favorables.

5. Discussion

Cette section discute la structure des indicateurs, leur interprétation, la dispersion observée et les usages possibles, en tenant compte des limites des données.

5.1 Unidimensionnalité des dimensions

Les résultats confirment les hypothèses P1 et P3 : pour chaque dimension, la première composante justifie plus de la moitié de la variance, tandis que la seconde valeur propre est inférieure à 1. Les corrélations positives constatées pour F1 soutiennent également l'hypothèse P2. Ces résultats suggèrent que, dans l'échantillon étudié, les indicateurs d'une dimension donnée partagent une forte variance commune et peuvent être regroupés sous un indice unique sans entraîner de perte significative d'information statistique.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

5.2 Interprétation des indices et limites de mesure

La dimension F1 regroupe des indicateurs de capacité (classes et salles pour 1 000 élèves), de charge (élèves par classe et par salle), de services (transport, cantine) et de gouvernance. Quant à F2, les indicateurs de pratiques (méthodes actives, évaluation) et de conditions (absentéisme, stabilité, formation) peuvent relever de mécanismes différents (Rosenshine, 2012 ; Darling-Hammond, 2000), ce qui n'est pas discernable en raison de la présence d'une seule composante dominante. La sélection de trois indicateurs par dimension réduit leur contribution à PC1 de 54 % à 60 %. Étant donné que les contributions des indicateurs écartés sont presque équivalentes (variant de 12,0 % à 13,7 %), il serait plus judicieux d'utiliser un score basé sur l'ensemble des indicateurs ou sur leur moyenne ; comparer ce score avec celui finalement retenu constitue la première étape d'une analyse de robustesse à réaliser. En ce qui concerne F3, l'interprétation du programme Tayssir peut être remise en question, car un pourcentage élevé de bénéficiaires peut à la fois signaler la pauvreté et illustrer l'efficacité des politiques publiques compensatoires ; ce qui fait que cet indicateur peut être interprété de manière contradictoire. Par ailleurs, les indicateurs de F3 englobent des éléments variés tels que les besoins sociaux, le capital éducatif des parents, les ressources numériques, et l'aide aux devoirs, qui ne s'inscrivent pas dans un même cadre conceptuel (Coleman et al., 1966 ; Hill et Tyson, 2009). De plus, la participation parentale se présente comme un indicateur discret à trois modalités, offrant peu de variance continue.

5.3 Mise en perspective et usages possibles

Contrairement aux travaux basés sur des fonctions de production éducative (Benbiga et al.2012 ; Mourji et Abbaia, 2013), cette recherche ne quantifie pas l'impact des conditions sur les résultats ; elle propose plutôt des outils de description susceptibles d'enrichir de tels modèles. De récentes comparaisons internationales incitent également à la prudence lors de l'interprétation des changements : l'OCDE (2026) souligne qu'au sein de plusieurs systèmes, y compris le Maroc, la proportion de jeunes de 15 ans en scolarité a considérablement augmenté, ce qui pourrait contribuer à une diminution des scores moyens. Disposer d'indicateurs sur les conditions d'apprentissage au sein des établissements, suivis dans le temps, permettrait de mieux dissocier les effets de composition des effets liés au fonctionnement. Les usages présentés dans le tableau 10 sont des pistes classées selon la fiabilité des preuves disponibles. Aucune d'entre elles n'est issue d'un effet estimé : elles s'appuient sur la fonction descriptive des indices et doivent être interprétées comme des hypothèses d'utilisation à vérifier.

Tableau 8. Usages possibles des indices, gradués selon la solidité des preuves

Acteur	Usage possible	Indicateur de suivi	Solidité des preuves
Direction de l'AREF	Suivre chaque année les quatre indices avec des paramètres fixés sur une année de référence	Évolution des scores F1 à F4 par établissement	Faible (usage descriptif)
Directions provinciales	Repérer les établissements situés dans le quart inférieur d'une dimension pour un examen qualitatif	Rang percentile dans chaque dimension	Faible (exploratoire)
Chefs d'établissement	Utiliser les indicateurs d'engagement (absences, retards, incidents) comme alerte précoce	Indicateurs de F4 trimestriels	Faible à modérée
Ministère	Compléter les indices par une variable de résultat indépendante avant tout usage décisionnel	Taux de réussite, résultats d'examens, PNEA	Condition préalable

Source : élaboré par les auteurs.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

6. Conclusion

Cet article avait pour but de créer, à l'aide de l'ACP, des indicateurs composites concernant les conditions d'apprentissage dans les établissements marocains, tout en évaluant leurs caractéristiques statistiques. Il aborde la question de recherche de la manière suivante : chacune des quatre dimensions peut être synthétisée par un indice unique, la première composante étant responsable de 59,19 % à 65,29 % de la variance, tandis que la deuxième valeur propre demeure en dessous de 1. Les scores montrent une grande variabilité au sein de chaque dimension, rendant impossible toute comparaison entre celles-ci ou l'identification de sous-groupes d'établissements. Théoriquement, l'article établit un lien clair entre les différentes familles de facteurs influençant la réussite scolaire et les indicateurs pour chaque établissement, tout en soulignant Les notions qui ne possèdent pas d'indicateur (comme l'estime de soi, le capital culturel, et les attentes des enseignants) sont mises en avant. D'un point de vue méthodologique, il rend compte d'une chaîne de construction détaillée et souligne les aspects délicats : l'orientation des indicateurs, la limitation à trois indicateurs par dimension qui élimine entre 54 % et 60 % de la contribution à PC1, la quasi-similarité des scores avec une moyenne pondérée presque uniforme, et la relativité de l'échelle de 0 à 100. Sur le plan managérial, les indices servent d'outil d'évaluation descriptive. La sélection de trois indicateurs par dimension, la sensibilité liée à la signification donnée à certains indicateurs, les erreurs de mesure sur les échelles déclaratives et la taille réduite de l'échantillon limitent l'étendue des résultats. Les indices de factorabilité (KMO, Bartlett), la cohérence des échelles, la validité externe ainsi que l'incertitude des scores n'ont pas été analysés. Enfin, il est envisageable qu'une causalité inverse existe : les établissements en difficulté pourraient bénéficier de plus de dispositifs d'assistance, comme le programme Tayssir.

Quatre perspectives de recherche en découlent. La première est d'estimer, par des modèles multiniveaux (Raudenbush et Bryk, 2002) et à partir de résultats d'examens ou du PNEA, la relation entre chaque indice et les acquis, en groupant les erreurs-types par AREF. La deuxième est de tester la robustesse des scores à d'autres schémas de pondération (poids égaux, ACP sur l'ensemble des indicateurs, moyenne géométrique) et d'en quantifier l'incertitude par simulation (Nardo et al., 2008 ; Greco et al., 2019). La troisième est de choisir le nombre de groupes de la classification par des critères statistiques, de tester la multimodalité et de comparer les strates (cycle, milieu, secteur) par des tests non paramétriques et des tailles d'effet. La quatrième est de suivre les mêmes établissements dans le temps, avec des paramètres fixés sur une année de référence, afin de séparer les effets de composition des effets de fonctionnement.

Références

(1). Abdi, H., & Williams, L. J. (2010). Principal component analysis. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics, 2*(4), 433-459. https://doi.org/10.1002/wics.101
(2). Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W. H. Freeman.
(3). Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest, 4*(1), 1-44. https://doi.org/10.1111/1529-1006.01431
(4). Benbiga, A., Hanchane, S., Idir, N., & Mostafa, T. (2012). Les déterminants des performances scolaires des élèves marocains. *Maghreb-Machrek, 211*, 69-98.
(5). Black, P., & Wiliam, D. (1998). Assessment and classroom learning. *Assessment in Education: Principles, Policy & Practice, 5*(1), 7-74. https://doi.org/10.1080/0969595980050102

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

(6). Bourdieu, P., & Passeron, J.-C. (1964). *Les héritiers : Les étudiants et la culture*. Éditions de Minuit.
(7). Bourdieu, P., & Passeron, J.-C. (1970). *La reproduction : Éléments pour une théorie du système d'enseignement*. Éditions de Minuit.
(8). Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D., & York, R. L. (1966). *Equality of educational opportunity*. U.S. Government Printing Office.
(9). Commission spéciale sur le modèle de développement [CSMD]. (2021). *Le nouveau modèle de développement : Libérer les énergies et restaurer la confiance pour accélérer la marche vers le progrès et la prospérité pour tous*. CSMD.
(10). Conseil supérieur de l'éducation, de la formation et de la recherche scientifique [CSEFRS]. (2015). *Pour une école de l'équité, de la qualité et de la promotion : Vision stratégique de la réforme 2015-2030*. CSEFRS.
(11). Cooper, H., & Valentine, J. C. (2001). Using research to answer practical questions about homework. *Educational Psychologist, 36*(3), 143-153. https://doi.org/10.1207/S15326985EP3603_1
(12). Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*(3), 297-334. https://doi.org/10.1007/BF02310555
(13). Darling-Hammond, L. (2000). How teacher education matters. *Journal of Teacher Education, 51*(3), 166-173. https://doi.org/10.1177/0022487100051003002
(14). Downey, D. B. (1995). When bigger is not better: Family size, parental resources, and children's educational performance. *American Sociological Review, 60*(5), 746-761. https://doi.org/10.2307/2096173
(15). Edmonds, R. (1979). Effective schools for the urban poor. *Educational Leadership, 37*(1), 15-24.
(16). Greco, S., Ishizaka, A., Tasiou, M., & Torrisi, G. (2019). On the methodological framework of composite indices: A review of the issues of weighting, aggregation, and robustness. *Social Indicators Research, 141*(1), 61-94. https://doi.org/10.1007/s11205-017-1832-9
(17). Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2011). The economics of international differences in educational achievement. Dans E. A. Hanushek, S. Machin, & L. Woessmann (Éds), *Handbook of the economics of education* (Vol. 3, pp. 89-200). Elsevier.
(18). Hattie, J. (2009). *Visible learning: A synthesis of over 800 meta-analyses relating to achievement*. Routledge.
(19). Hill, N. E., & Tyson, D. F. (2009). Parental involvement in middle school: A meta-analytic assessment of the strategies that promote achievement. *Developmental Psychology, 45*(3), 740-763. https://doi.org/10.1037/a0015362
(20). Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179-185. https://doi.org/10.1007/BF02289447
(21). Instance nationale d'évaluation [INE]. (2019). *Programme national d'évaluation des acquis (PNEA 2019)*. Conseil supérieur de l'éducation, de la formation et de la recherche scientifique.
(22). Jolliffe, I. T. (2002). *Principal component analysis* (2e éd.). Springer. https://doi.org/10.1007/b98835
(23). Jolliffe, I. T., & Cadima, J. (2016). Principal component analysis: A review and recent developments. *Philosophical Transactions of the Royal Society A, 374*(2065), 20150202. https://doi.org/10.1098/rsta.2015.0202
(24). Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement, 20*(1), 141-151. https://doi.org/10.1177/001316446002000116

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 314-328.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

(25). Little, R. J. A., & Rubin, D. B. (2019). *Statistical analysis with missing data* (3e éd.). Wiley. https://doi.org/10.1002/9781119482260

(26). Maltese, A. V., Tai, R. H., & Fan, X. (2012). When is homework worth the time? Evaluating the association between homework and achievement in high school science and math. *The High School Journal, 96*(1), 52-72.

(27). Marsh, H. W., & Craven, R. G. (2006). Reciprocal effects of self-concept and performance from a multidimensional perspective: Beyond seductive pleasure and unidimensional perspectives. *Perspectives on Psychological Science, 1*(2), 133-163. https://doi.org/10.1111/j.1745-6916.2006.00010.x

(28). Mourji, F., & Abbaia, A. (2013). Les déterminants du rendement scolaire en mathématiques chez les élèves de l'enseignement secondaire collégial au Maroc : une analyse multiniveaux. *Revue d'économie du développement, 21*(1), 127-158.

(29). Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P., Kelly, D. L., & Fishbein, B. (2020). *TIMSS 2019 international results in mathematics and science*. TIMSS & PIRLS International Study Center, Boston College. https://timssandpirls.bc.edu/timss2019/international-results/

(30). Nardo, M., Saisana, M., Saltelli, A., Tarantola, S., Hoffmann, A., & Giovannini, E. (2008). *Handbook on constructing composite indicators: Methodology and user guide*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/9789264043466-en

(31). Organisation de coopération et de développement économiques [OCDE]. (2026). *PISA 2025 results (Volume I)*. OECD Publishing.

(32). Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2e éd.). Sage.

(33). Reynolds, D., Sammons, P., De Fraine, B., Van Damme, J., Townsend, T., Teddlie, C., & Stringfield, S. (2014). Educational effectiveness research (EER): A state-of-the-art review. *School Effectiveness and School Improvement, 25*(2), 197-230. https://doi.org/10.1080/09243453.2014.885450

(34). Robinson, W. S. (1950). Ecological correlations and the behavior of individuals. *American Sociological Review, 15*(3), 351-357. https://doi.org/10.2307/2087176

(35). Rosenshine, B. (2012). Principles of instruction: Research-based strategies that all teachers should know. *American Educator, 36*(1), 12-39.

(36). Rosenthal, R., & Jacobson, L. (1968). Pygmalion in the classroom. *The Urban Review, 3*(1), 16-20. https://doi.org/10.1007/BF02322211

(37). Schafer, J. L., & Graham, J. W. (2002). Missing data: Our view of the state of the art. *Psychological Methods, 7*(2), 147-177. https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.2.147

(38). Scheerens, J., & Bosker, R. J. (1997). *The foundations of educational effectiveness*. Pergamon.

(39). Sirin, S. R. (2005). Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review of research. *Review of Educational Research, 75*(3), 417-453. https://doi.org/10.3102/00346543075003417

(40). Terhart, E. (2011). Has John Hattie really found the holy grail of research on teaching? An extended review of Visible Learning. *Journal of Curriculum Studies, 43*(3), 425-438. https://doi.org/10.1080/00220272.2011.576774